

# 基于 *SPEI* 的渭河流域干旱时空变化特征分析<sup>①</sup>

邹磊<sup>1</sup>, 余江游<sup>2</sup>, 夏军<sup>1,3</sup>, 王飞宇<sup>4</sup>

(1 中国科学院地理科学与资源研究所陆地水循环及地表过程院重点实验室, 北京 100101;

2 中国电建集团昆明勘测设计研究院有限公司, 云南 昆明 650051;

3 武汉大学水资源与水电工程科学国家重点实验室, 湖北 武汉 430072;

4 陕西师范大学地理科学与旅游学院, 陕西 西安 710119)

**摘要:** 以标准化降水蒸散指数(*SPEI*)作为评估指标, 基于渭河流域 28 个气象站点 1961—2017 年实测降水量和气温数据, 采用 Mann-Kendall (M-K) 趋势检验、经验正交函数以及小波变换等方法分析渭河流域干旱时空变化特征, 并研究渭河流域干旱与 6 种大尺度气候因子之间的相关关系, 进一步探讨主要气候因子对流域干旱时空分布特征的潜在影响。研究表明: 渭河流域在 1961—2017 年间整体呈现出变旱的趋势。通过经验正交函数分解, 渭河流域干旱分布场主要有 3 种典型模态类型, 分别为全局型、西北—东南反向分布型以及东—西反向分布型; 同时, 大尺度气候因子南方涛动指数 *SOI* 与流域干旱分布场具有更好的相关关系, 对该区域内干旱变化有较强的影响。

**关键词:** 渭河流域; 干旱; *SPEI*; 经验正交函数; 小波变换

文章编号:

受全球气候变暖影响, 干旱已成为全球范围内最复杂、最常见的自然灾害之一<sup>[1]</sup>。特别是在水资源紧缺的地区, 频繁的干旱已严重降低了人们的生产生活水平, 甚至威胁到人类的财产及生命安全, 对社会的发展带来不利影响。在此情况下, 开展对于干旱时空分布特征的科学研究, 以达到防御旱灾、降低干旱影响的目的, 已经成为国内外研究的热点<sup>[2]</sup>。我国北方地区水资源紧缺, 同时受季风气候的影响, 北方地区发生干旱事件较为频繁<sup>[3]</sup>。渭河流域位于我国半湿润半干旱过渡的北部地区, 干旱灾害频繁, 流域内的社会经济发展已经受到干旱的严重影响<sup>[4]</sup>, 因此, 进行关于渭河流域干旱的研究具有重要意义。

目前, 国内外对不同干旱程度的量化已相继提出多种干旱指标<sup>[5]</sup>, 其中较为成熟的主要有帕默尔干旱指数<sup>[6]</sup> (Palmer Drought Severity Index, *PDSI*) 和标准化降水指数<sup>[7]</sup> (Standardized Precipitation Index, *SPI*)。2010 年, VICENTE-SERRANO 等<sup>[8]</sup>在标准化降水指数 *SPI* 的基础上, 增加考虑蒸散作用对干旱的影响, 提出一种新的干旱指标, 标准化降水蒸

散指数 (Standardized Precipitation Evapotranspiration Index, *SPEI*)。 *SPEI* 既融合了 *PDSI* 对蒸散的响应, 也融合了 *SPI* 空间一致性、多时间尺度的优点<sup>[5]</sup>, 因此, 随着 *SPEI* 的提出, 许多学者使用该指数对不同区域做了不少研究<sup>[9]</sup>。例如, 李忆平等<sup>[10]</sup>研究指出 *SPEI* 指数考虑了温度的因素, 对全球气温快速上升导致干旱化反映更加敏感; 张玉静等<sup>[11]</sup>应用 *SPEI* 对华北地区干旱特征进行研究, 表明 *SPEI* 对干旱的表征准确, 适用于对流域干旱的评估与检测; 张岳军等<sup>[12]</sup>通过研究表明 *SPEI* 可以更灵活地反映月季干旱变化特征, 且 *SPEI* 与部分大尺度气候因子存在较好的相关关系。

鉴于此, 本文以标准化降水蒸散指数 *SPEI* 作为指标, 采用 Mann-Kendall (M-K) 趋势检验、经验正交函数 (Empirical Orthogonal Function, EOF) 和小波变换等分析方法, 重点从分布场的角度分析研究渭河流域干旱的时空变化特征, 揭示其变化规律; 同时, 考虑各种大尺度气候因子的可能影响, 识别影响渭河流域干旱变化的主要气候因子, 并剖析主要因子对流域干旱时空变化特征的潜在影响, 以期对渭河

① 收稿日期: 2019-05-24; 修订日期: 2019-08-27

基金项目: 国家自然科学基金重大项目 (41890822); 地质矿产调查评价项目 (DD20190652) 资助

作者简介: 邹磊 (1990-), 男, 博士, 助理研究员, 主要从事水文水资源方面研究, E-mail: zoulei@igsrr.ac.cn

流域干旱灾害防治和水资源综合利用提供重要的理论依据。

1 研究区概况及数据来源

1.1 研究区概况

渭河流域发源于甘肃省定西市渭源县,于陕西渭南市潼关县汇入黄河<sup>[13]</sup>,地理位置在 103°57' ~ 110°16' E, 33°42' ~ 37°24' N 之间,总面积约为 13.48 × 10<sup>4</sup> km<sup>2</sup>。渭河流域总体上呈现西高东低的态势,西部地区以黄土丘陵沟壑区为主,而东部地区主要是关中平原区。流域主要呈大陆性气候特征,夏季高温多雨,冬季寒冷干燥,年均气温 6 ~ 14 ℃,年均降水量 450 ~ 700 mm<sup>[14]</sup>。渭河支流较多,左岸的北洛河和泾河是最大的 2 条支流,控制流域面积分别约为 2.70 km<sup>2</sup> 和 4.54 km<sup>2</sup>,分别占渭河流域总面积的 20% 和 33.7%。

1.2 数据来源

本文研究主要使用到渭河流域气象站点实测数据以及全球大尺度气候因子数据。气象站点数据来自于我国气象科学数据服务网,共包括渭河流域及其周边 28 个气象站点(图 1)1961—2017 年逐月降水量和气温数据;大尺度气候因子主要使用到表征 ENSO 事件的南方涛动指数(SOI)、太平洋年代际振荡(PDO)、北太平洋遥相关指数(NP)、北大西洋振荡(NAO)、北极涛动(AO)、大西洋年际振荡指数(AMO)6 个主要类型,数据均来自于美国国家海洋和大气管理局(the National Oceanic and Atmospheric

Administration, NOAA)地球系统研究实验室共享数据(<https://www.esrl.noaa.gov/>)。

2 研究方法

2.1 标准化降水蒸散指数

标准化降水蒸散指数(SPEI)是 VICENTE-SERRANO 等<sup>[8]</sup>在标准化降水指数(SPI)基础上考虑蒸散作用而提出的气象干旱指标。SPEI 具有 SPI 空间一致性和多时间尺度优点的同时,采用降水量与潜在蒸散量的差值作为水分盈亏代替 SPI 计算中的降水量,通过考虑地表蒸散对干旱的影响,能够对全球气温上升导致的干旱化反应更加敏感<sup>[15]</sup>。因此,随着 SPEI 的提出,该指数在国内外研究中得到广泛应用。本文选择以同时考虑降水量和气温的 SPEI 作为指标,进行渭河流域干湿时空变化特征分析研究。

SPEI 对干旱过程的研究有不同时间尺度,本文以 12 个月为时间尺度,通过计算渭河流域各气象站点 SPEI 序列,研究渭河流域年际干湿时空变化特征。SPEI 干旱指数具体计算过程可见参考文献<sup>[8]</sup>,其中对潜在蒸散的计算使用以气温为输入的桑斯威特(Thornthwaite)公式<sup>[16]</sup>。

SPEI 干旱分级情况如下表 1 所示<sup>[15,17]</sup>。

表 1 SPEI 干旱等级划分标准

Tab. 1 Drought classification standard of SPEI

等级	类型	SPEI
1	无旱	$SPEI > -0.5$
2	轻旱	$-1.0 < SPEI \leq -0.5$
3	中旱	$-1.5 < SPEI \leq -1.0$
4	重旱	$-2.0 < SPEI \leq -1.5$
5	特旱	$SPEI \leq -2.0$

2.2 Mann-Kendall (M-K) 趋势检验

研究采用曼肯德尔秩和检验(Mann-Kendall test, M-K)进行时间序列的趋势变化分析<sup>[18]</sup>。在使用 M-K 过程中,如果原始待检时间序列自相关性较高,M-K 检验结果往往会存在一定误差。因此,在使用 M-K 方法进行趋势检验之前,需要先剔除原始时间序列的自相关性。本文采用预置白方法<sup>[19-20]</sup>(the trend-free pre-whitening, TFPW)对时间序列进行预处理,以剔除原始序列的自相关性,TFPW 预处理方式如下。

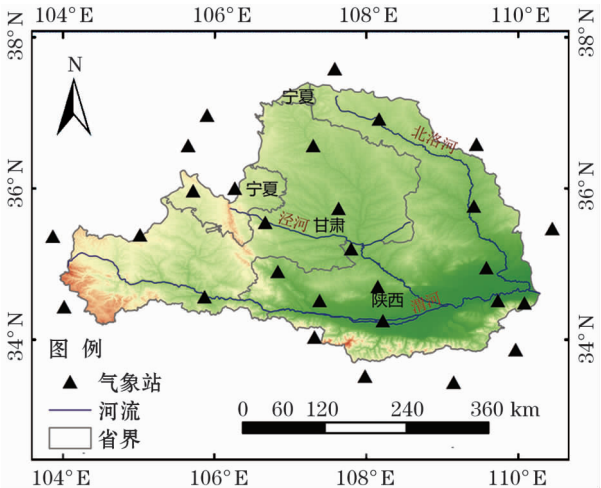


图 1 渭河流域及气象站点分布示意图

Fig. 1 Topographic map of the Weihe River Basin and meteorological stations

chinaXiv:202006.00026v1

对于原始时间序列  $\{x_i, i = 1, 2, \dots, n\}$ , 首先计算其一阶自回归系数:

$$\begin{aligned}\gamma_1 &= \frac{\text{Cov}(x_i, x_{i+1})}{\text{Var}(x_i)} \\ &= \frac{\frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^{n-1} (x_i - \bar{x})(x_{i+1} - \bar{x})}{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} (x_i - \bar{x})^2}\end{aligned}\quad (1)$$

采用以下公式剔除原序列的自相关性:

$$x'_i = x_i - \gamma_1 x_{i-1} \quad (2)$$

用新的序列  $\{x'_i, i = 1, 2, \dots, n\}$  代替原始序列  $\{x_i, i = 1, 2, \dots, n\}$  进行 M-K 检验<sup>[18]</sup>。

### 2.3 经验正交函数分析

经验正交函数分析 (Empirical Orthogonal Function, EOF) 同时也称为主成分分析 (Principal Component Analysis, PCA), 通过对要素场进行时空分解, 提取矩阵数据的主要特征向量, 可以实现对原始数据空间和时间变化特征进行综合分析。EOF 分析主要原理与算法过程如下<sup>[21-22]</sup>。

(1) 首先, 对空间数据做预处理, 得到一站点个数为  $m$ 、时间序列长度为  $n$  的矩阵  $X_{m \times n}$ , 计算矩阵  $X$  及其转置  $X^T$  的叉积:

$$C_{m \times m} = \frac{1}{n} X \times X^T \quad (3)$$

(2) 计算方阵  $C_{m \times m}$  的特征根  $(\lambda_1, \dots, \lambda_m)$  与特征向量  $V_{m \times m}$ :

$$C_{m \times m} \times V_{m \times m} = V_{m \times m} \times E_{m \times m} \quad (4)$$

式中: 矩阵  $V_{m \times m}$  是向量矩阵, 每列即为各特征值的特征向量;  $E_{m \times m}$  为  $m \times m$  维的对角矩阵:

$$E_{m \times m} = \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & \cdots & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & 0 & \cdots & \lambda_m \end{pmatrix}, (\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \cdots \geq \lambda_m \geq 0) \quad (5)$$

式中:  $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_m$  分别为方阵  $C_{m \times m}$  的特征根。

(3) 对原始矩阵  $X$  做投影, 计算各特征向量对应的时间系数  $PC_{m \times n}$  (也称为主成分):

$$PC_{m \times n} = V_{m \times m}^T \times X_{m \times n} \quad (6)$$

矩阵  $X$  可表达为:

$$X_{m \times n} = V_{m \times m} \times PC_{m \times n} \quad (7)$$

式中:  $PC_{m \times n}$  为时间系数矩阵;  $V_{m \times m}^T$  是矩阵  $V_{m \times m}$  的转置矩阵。

(4) 进一步, 计算特征向量的方差贡献率。矩阵  $X$  的方差大小用特征根大小表示, 特征根越大, 对应模态对空间要素场的作用也越大。第  $k$  个模态的方差贡献率表示为:

$$P_k = \frac{\lambda_k}{\sum_{i=1}^m \lambda_i} \times 100\% \quad (8)$$

式中:  $\lambda_k, \lambda_i$  分别为排序为  $k, i$  的特征根;  $m$  为站点个数。

(5) 最后, 对最终空间模态进行随机性检验分析。根据相关研究<sup>[21-23]</sup>, 在 95% 置信度水平下, 特征根的误差为:

$$\Delta \lambda_k = \lambda_k \sqrt{\frac{2}{N^*}} \quad (9)$$

式中:  $N^*$  是有效自由度。如果临近 2 个特征的误差范围未重叠, 则认为对应模态通过检验, 满足随机性的要求; 反之, 则表明对应空间模态未通过显著性检验。

### 2.4 小波变换分析

**2.4.1 连续小波变换** 连续小波变换 (Continuous Wavelet Transform, CWT) 可以对研究时间序列在时域上存在的多层次时间结构和局部特征进行提取, 进而分辨非平稳时间序列的时频局部变化情况<sup>[24-25]</sup>。连续小波变化类型较多, 本文采用在水文气象中运用较多的 Morlet 小波, 分析渭河流域 SPEI 时间序列及 EOF 分析时间系数的周期特性。Morlet 小波函数形式为<sup>[24]</sup>:

$$\psi(t) = \pi^{-1/4} e^{j\omega_0 t} e^{-t^2/2} \quad (10)$$

式中:  $t$  为时间;  $\omega_0$  是无量纲频率, 一般取  $\omega_0 = 6$ 。

对于时间序列  $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ , 连续小波变换定义如下:

$$W_n^X(s) = \sqrt{\frac{\delta t}{s}} \sum_{i=1}^n x_i \psi\left[\frac{(i-n)\delta t}{s}\right] \quad (11)$$

式中:  $W_n^X(s)$  是小波变换系数;  $\delta t$  是时间步长;  $s$  是比例因子;  $n$  为时间序列长度。

**2.4.2 交叉小波变换** 交叉小波变换 (Cross-wavelet Transform, XWT) 同时结合了小波变换和与交叉

谱分析,可以研究 2 个非平稳时间序列之间的时频共振周期与位相关系<sup>[26-28]</sup>。本文主要使用到交叉小波变换分析研究渭河流域干旱变化特征对大气环流指数的响应特征。

设  $W_n^X(s)$  和  $W_n^Y(s)$  分别是时间序列  $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$  和  $Y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$  的小波变换系数,则  $X$  和  $Y$  之间交叉小波变换定义为<sup>[29]</sup>:

$$W_n^{XY}(s) = W_n^X(s) \times W_n^{Y*}(s) \tag{12}$$

式中: $W_n^{Y*}(s)$  表示  $W_n^Y(s)$  的复共轭。

3 结果及分析

3.1 标准化降水蒸散指数的时空分布特征

基于渭河流域气象站点逐月降水量和气温数据,以 12 月为时间尺度,分别计算各站点表征年际

干旱变化的  $SPEI$  时间序列,并用泰森多边形法推求整个渭河流域  $SPEI$  指标值,图 2 和图 3 分别显示了渭河流域  $SPEI$  在时间和空间上的趋势变化特征。如图 2,渭河流域  $SPEI$  整体呈下降趋势,且通过置信水平 0.05 显著性检验 ( $< -1.96$ )。尤其, $SPEI$  平均值从 1961—1990 年的 0.34 降低到 1991—2017 年的  $-0.37$ ;根据  $SPEI$  旱涝分级标准,流域最干旱年发生在 1997 年, $SPEI$  值为  $-2.05$ ,属于特旱情形。如图 3,流域绝大多数气象站点  $SPEI$  时间序列值均呈下降趋势,且其中 13 个站点呈显著性下降,可以说明在渭河流域整个空间分布上均具有变旱的趋势。

3.2 渭河流域干旱时空变化特征

应用 EOF 方法对渭河流域  $SPEI$  要素场作时空分解,并进行 North 显著性检验<sup>[23]</sup>,得到流域  $SPEI$

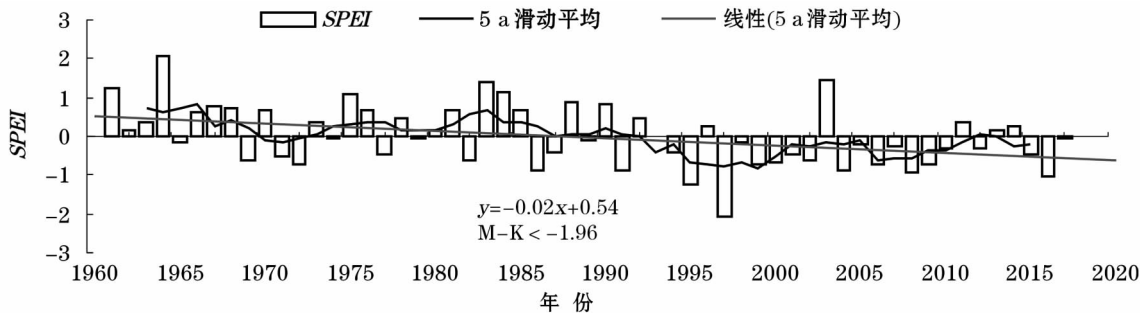


图 2 渭河流域  $SPEI$  时间序列  
Fig. 2 Time series of  $SPEI$  in Weihe River Basin

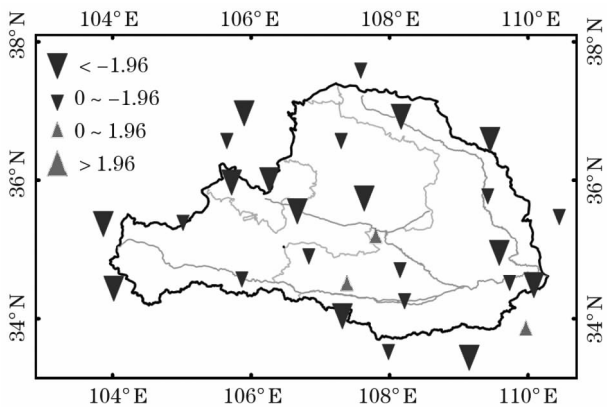


图 3 渭河流域  $SPEI$  空间趋势变化特征  
Fig. 3 Spatial trend characteristic of  $SPEI$  in Weihe River Basin

主要空间分布模态。如表 2,渭河流域干旱空间分布前 5 个空间模态的特征值方差累计贡献率为 79.24%;其中,前 3 个特征根累计贡献率达 72.85%,且特征值误差范围不产生重叠,通过 North

表 2  $SPEI$  序列 EOF 分解模态的贡献率  
Tab. 2 Contribution of the EOF mode of  $SPEI$  in Weihe River Basin

模态	特征值	方差贡献率 / %	累计方差贡献率 / %	特征值误差下限	特征值误差上限
1	14.16	50.43	50.43	10.37	17.94
2	4.87	17.35	67.79	3.57	6.17
3	1.42	5.06	72.85	1.04	1.80
4	0.96	3.41	76.26	0.70	1.21
5	0.83	2.97	79.24	0.61	1.06

显著性检验,满足随机性要求。因此,可以认为前 3 个空间模态可用于表示渭河流域干旱的主要时空变化特征。

模态 1 特征向量的方差贡献率为 50.43%,远高于其他模态,说明流域干旱的空间分布特征主要受模态 1 的影响。模态 1 时空变化特征以及第一主成分 ( $PC1$ ) 存在的周期特点如图 4 所示。如图 4a,



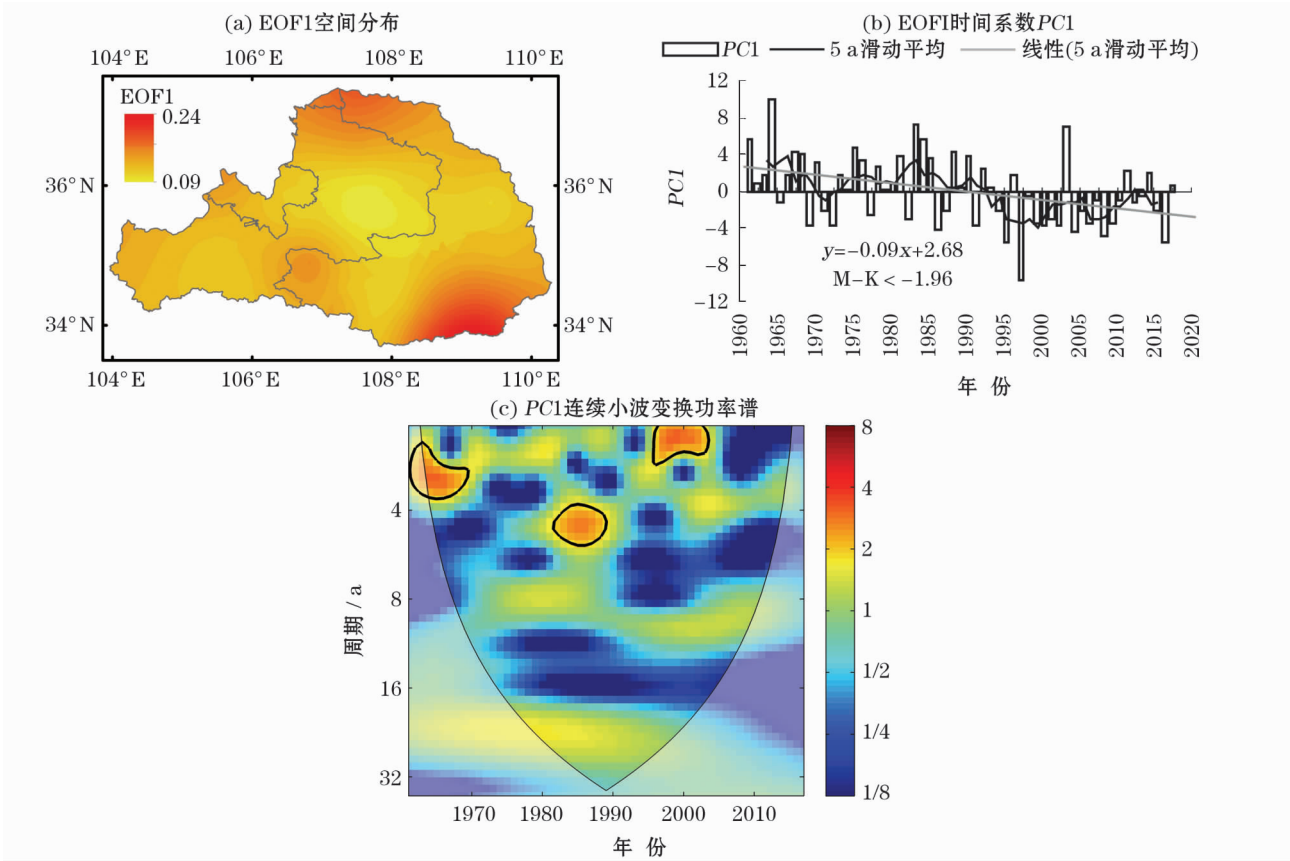


图4 EOF1 空间分布和时间系数  $PC1$  及  $PC1$  连续小波变换功率谱

Fig. 4 Spatial pattern of the EOF1, time series of  $PC1$  and continuous wavelet power spectrum of  $PC1$

在整个渭河流域,模态1的特征值均为正值,表明在1961—2017年渭河流域的干湿变化具有高度的一致性,即在模态1影响下,渭河流域要么整体干旱,要么整体湿润。此外,特征值高值中心主要在渭河流域中部区域,说明该地区的干湿变化程度更大,且在全流域干旱时,中部地区干旱程度更为显著。如图4b模态1对应时间系数 $PC1$ 显示,在模态1下,渭河流域整体上呈现变旱趋势,其中最湿润年份发生在1964年,最干旱年份发生在1997年。通过对时间系数 $PC1$ 的连续小波变换分析,在95%置信水平下 $PC1$ 的周期特征并不明显,仅在1965—1972年间有2a左右周期,以及在1982—1990年间有4a左右的周期(图4c)。

模态2特征向量的方差贡献率为17.35%,同样是影响渭河流域干旱空间分布的主要模态之一,其时空变化特征及第二成分( $PC2$ )存在的周期特性如图5所示。如图5a,渭河流域模态2的特征值有正数也有负数,在西北地区为正值,在东南地区呈现为负值。在模态2影响下,渭河流域干湿呈现西北—东南反向分布的态势,即要么西北地区干旱,东

南地区湿润;或者西北地区湿润,而东南地区干旱。如图5b,模态2时间系数的趋势斜率为正,说明模态2影响下渭河流域西北地区呈湿润的趋势,而东南地区有更加干旱的趋势。同时,图5b时间系数 $PC2$ 的连续小波变换结果显示,在95%置信水平下, $PC2$ 在1970—1990年间具有时间尺度4~10a的周期,以及在2000—2010年间有时间尺度4~5a的周期特性。

模态3特征向量的方差贡献率为5.06%,其时空变化特征及第三主成分( $PC3$ )存在的周期特点如图6所示。如图6a,模态3的特征向量在渭河流域东部地区为正值,而在西部地区为负值,在模态3影响下,渭河流域干湿呈东—西反向分布,即要么东部地区湿润,西部地区干旱;或者东部地区干旱、西部地区湿润。如图6b,模态3时间系数具有降低的趋势,说明在模态3下渭河流域具有东部地区逐渐变旱而西部地区变得湿润的趋势。图6c时间系数 $PC3$ 的连续小波变换,在95%置信水平下, $PC3$ 在1965—1972年和2004—2012年具有时间尺度2~4a的周期,以及在1995—2010年间有约6~10a的

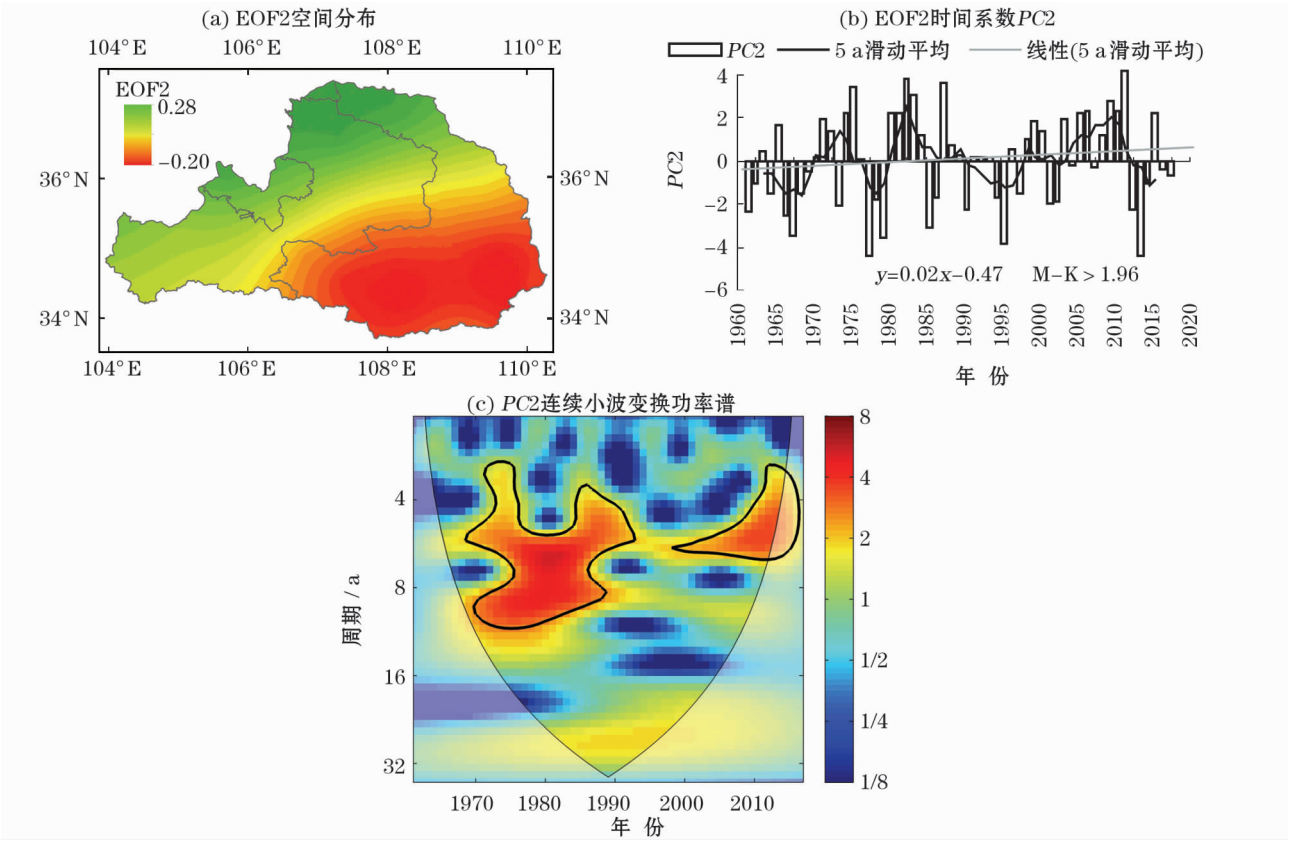


图5 EOF2 空间分布和时间系数  $PC2$  及  $PC2$  连续小波变换功率谱

Fig.5 Spatial pattern of the EOF2, time series of  $PC2$  and continuous wavelet power spectrum of  $PC2$

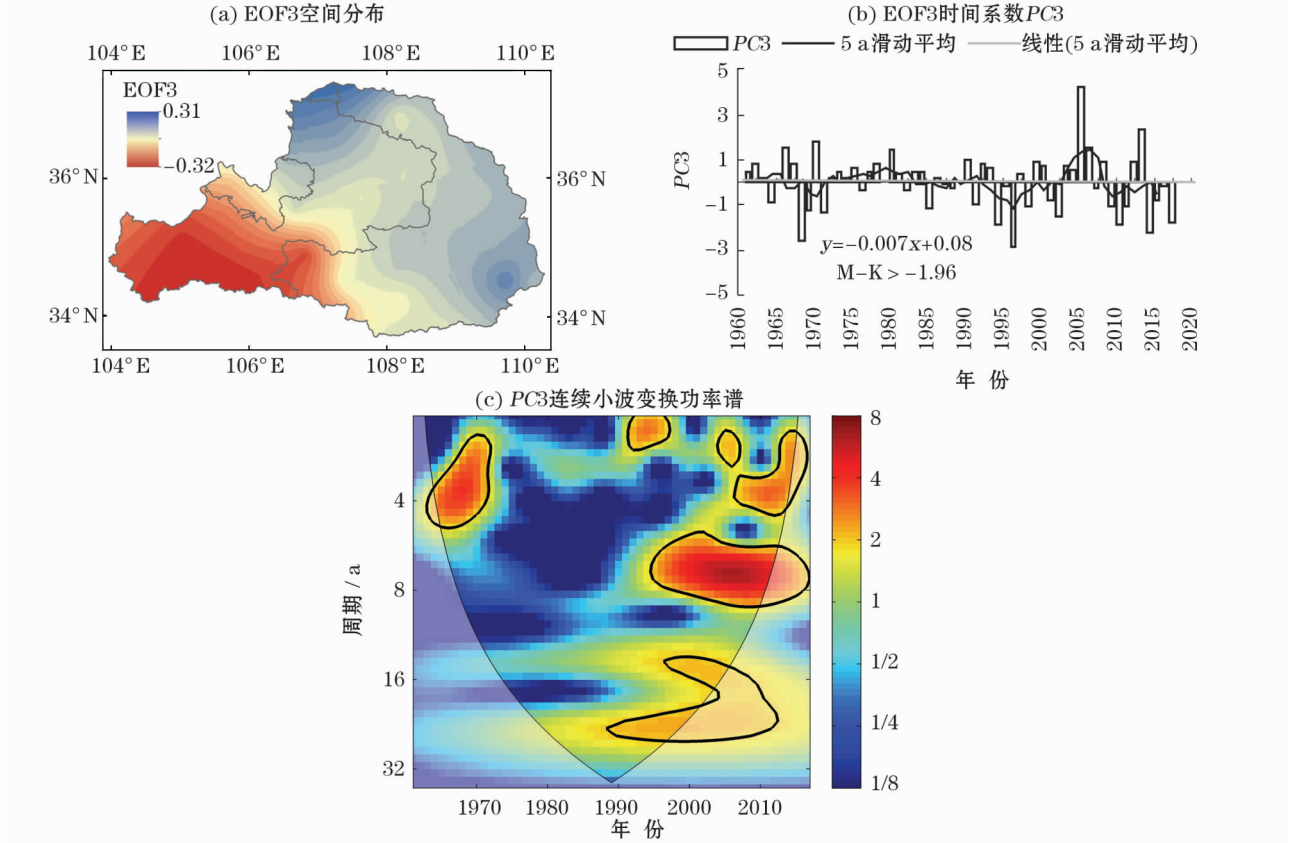


图6 EOF3 空间分布和时间系数  $PC3$  及  $PC3$  连续小波变换功率谱

Fig.6 Spatial pattern of the EOF3, time series of  $PC3$  and continuous wavelet power spectrum of  $PC3$

周期特性。

3.3 干旱指数对大尺度气候因子的响应

计算得到渭河流域年时间尺度 *SPEI* 及 EOF 分析时间系数 *PCs* (*PC1*、*PC2* 和 *PC3*) 与大尺度气候因子 (*SOI*、*PDO*、*NP*、*NAO*、*AO* 和 *AMO*) 之间的相关系数,如表 3 所示。研究采用 *t* 统计量检验相关性显著水平,时间序列长度一共 57 a,在显著性水平 5% 下,临界相关系数约为 0.255。表 3 表明,*SPEI* 及 *PCs* 与表征 ENSO 事件的南方涛动指数 *SOI* 的相

关系数均通过显著性水平 5% 的检验,而与其他气候因子相关系数均未通过检验,说明渭河流域干旱分布受 ENSO 影响最大。同时,*SPEI* 与 *SOI* 的相关性最好,*PC1* 次之,且随着模态的增加,*PCs* 与 *SOI* 的相关系数逐渐减小,相关性也逐渐降低。

进一步,分别进行 *SOI* 与 *SPEI*、*PCs* 的交叉小波变换分析,研究时间序列彼此之间的时频变换关系,结果如图 7 所示。图中被粗黑线包围区域表示通过 5% 显著性水平的标准红噪声检验,箭头方向反映了气候因子与 *SPEI*、*PCs* 的相位差,其中由左向右的箭头表示气候因子与 *SPEI*、*PCs* 同相位,由从右至左箭头表示反相位,而垂直向上或向下的箭头分别表示气候因子超前或落后 *SPEI*、*PCs* 时间序列 1/4 个周期<sup>[29]</sup>。

从图 7a 和 7b 中可以看出,南方涛动指数 *SOI* 与 *SPEI*、*PC1* 与交叉小波变换结果相近,同样可以说明渭河流域干旱变化主要受模态 1 的控制影响。*SOI* 对 *PC1* 的影响近年来主要集中在 9 ~ 13 a 的区间,其中 1995—2010 年中的 9 ~ 13 a 区间表现为近

表 3 气候因子与 *SPEI* 及 *PCs* 相关系数

Tab.3 Correlation coefficients between the climate

indices and *SPEI*, *PCs*

类型	<i>SOI</i>	<i>PDO</i>	<i>NP</i>	<i>NAO</i>	<i>AO</i>	<i>AMO</i>
<i>SPEI</i>	0.49	-0.17	0.11	-0.16	0.05	-0.24
<i>PC1</i>	0.41	0.16	-0.12	0.16	-0.06	0.26
<i>PC2</i>	0.37	0.05	0.05	0.06	0.17	-0.03
<i>PC3</i>	-0.28	-0.07	-0.09	0.16	0.09	0.05

注:*SOI* 为南方涛动指数;*PDO* 为太平洋年代际振荡;*NP* 为北太平洋遥相关指数;*NAO* 为北大西洋振荡;*AO* 为北极涛动;*AMO* 为大西洋年代际振荡指数

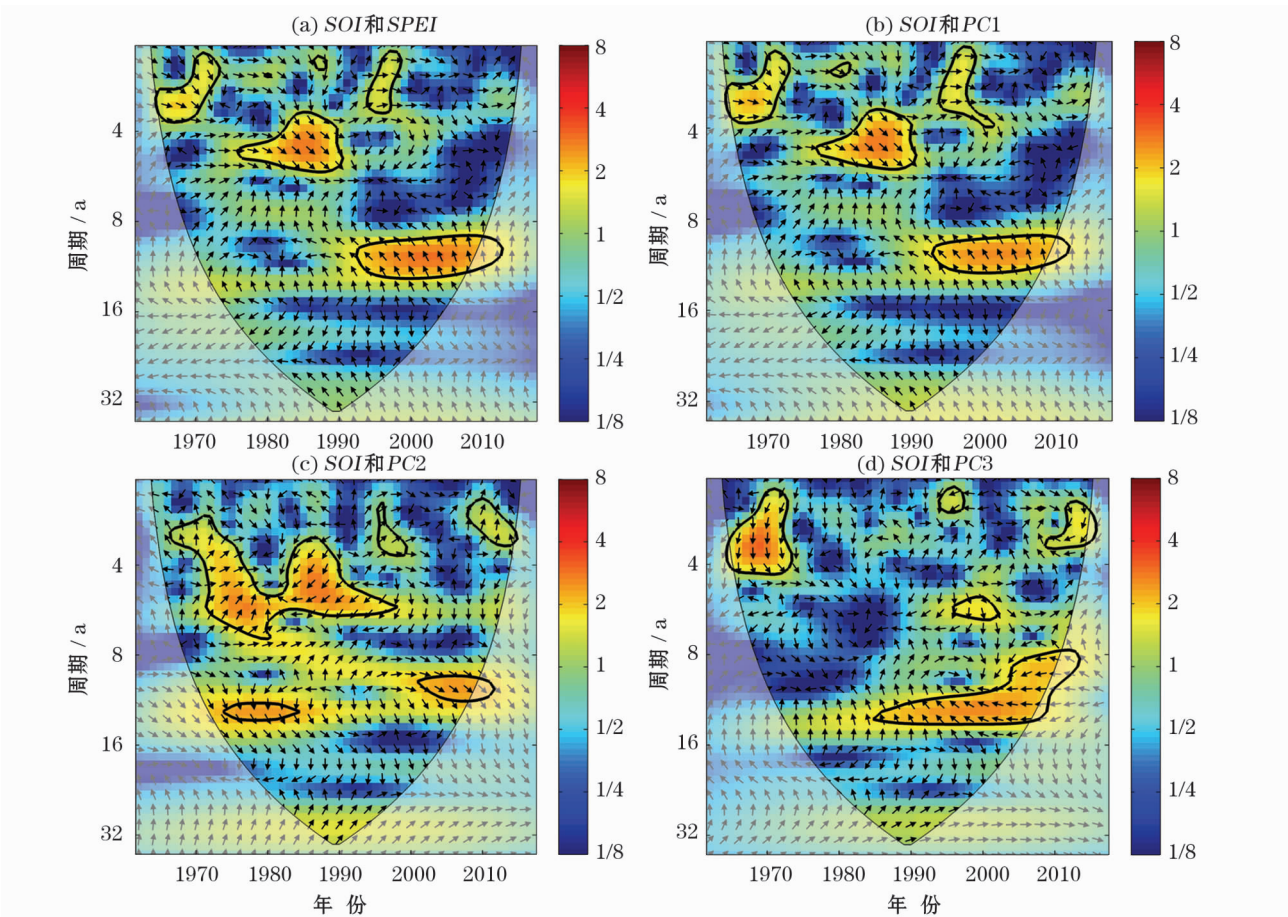


图 7 *SOI* 与 *SPEI*、*PCs* 的交叉小波变换

Fig. 7 Cross-wavelet transform between *SOI* and *SPEI*, *PCs*



负相关关系,流域的干湿变化与 *SOI* 指数的变化相反,即 *SOI* 值越大,其相对应的 *SPEI* 值越小,流域遭遇全流域干旱的事件越多(图 7b); *SOI* 对 *PC2* 的影响主要集中在 4~7 a 的区间,其中 1980—1995 年中的 4~7 a 区间表现为近负相关关系,即 *SOI* 值越大,流域空间结构上发生西北地区干旱而东南地区湿润的事件将会越多(图 7c); *SOI* 对 *PC3* 的影响近年来主要集中在 8~14 a 的区间,其中 1985—2015 年中的 8~14 a 区间表现为典型的负相关,即 *SOI* 值越大,流域空间结构上发生东部地区干旱而西部地区湿润的事件会更多(图 7d)。

## 4 结 论

基于渭河流域气象站点历史实测降水量和气温数据,本文以 *SPEI* 作为干旱评估指标,采用 M-K 趋势检验、经验正交函数以及小波变换等方法分析了渭河流域干旱时空变换特征,并探讨了流域干旱与大尺度气候因子之间的响应关系。通过本文研究得出的主要结论:

(1) 在过去 1961—2017 年共 57 a 间,渭河流域整体上呈现变旱的趋势。尤其,在 1990 年之后流域干旱程度和发生现象明显增加, *SPEI* 平均值从 1961—1990 年的 0.34 降低到 1991—2017 年的 -0.37。

(2) 通过经验正交函数分析表明,渭河流域干湿分布场主要有 3 种典型模态类型,分别为:全局分布型,表现为渭河流域都干旱或者都湿润的特征,对应模态特征方差贡献率为 50.43%,是渭河流域干湿分布的最主要控制模态;西北—东南反向分布型,表现为流域西北地区干旱东南地区湿润,或者西北地区湿润,而东南地区干旱,该模态对应特征方差贡献率为 17.35%;东—西反向分布型,表现为东部地区湿润西部地区干旱,或者东部地区干旱西部地区湿润,模态对应特征方差贡献率为 5.06%。

(3) 在 6 种常用的大尺度气候因子 *SOI*、*PDO*、*NP*、*NAO*、*AO* 及 *AMO* 中,表征 ENSO 事件的 *SOI* 对渭河流域干旱时空分布影响最大。同时,从相位上分析看,总体上 *SOI* 值越大,流域发生干旱事件相对较多。

## 参考文献 (References)

[1] 高涛涛,殷淑燕,王水霞. 基于 *SPEI* 指数的秦岭南北地区干旱

时空变化特征[J]. 干旱区地理,2018,41(4):761-770. [GAO Taotao, YIN Shuyan, WANG Shuixia. Spatial and temporal variations of drought in northern and southern regions of Qinling Mountains based on standardized precipitation evapotranspiration index[J]. Arid Land Geography, 2018, 41(4):761-770.]

[2] 史本林,朱新玉,胡云川,等. 基于 *SPEI* 指数的近 53 a 河南省干旱时空变化特征[J]. 地理研究,2017,27(3):311-325. [SHI Benlin, ZHU Xinyu, HU Yunchuan, et al. Spatial and temporal variations of drought in Henan Province over a 53-year period based on standardized precipitation evapotranspiration index[J]. Geographical Research, 2017, 27(3):311-325.]

[3] 景朝霞,夏军,匡洋,等. 基于 *CI* 指数的渭河流域干旱时空演变特征研究[J]. 人民黄河,2017,39(7):86-91,95. [JING Zhaoxia, XIA Jun, KUANG Yang, et al. Spatial and temporal patterns of droughts in Weihe River Basin based on *CI* drought index[J]. Yellow River, 2017, 39(7):86-91,95.]

[4] 孙洋洋. 渭河流域气象与水文干旱时空演变特征[D]. 杨凌:西北农林科技大学,2018. [SUN Yangyang. Spatial and temporal evolution characteristics of meteorology and hydrological drought in Weihe River Basin[D]. Yangling: Northwest A & F University, 2018.]

[5] 王飞,王宗敏,杨海波,等. 基于 *SPEI* 的黄河流域干旱时空格局研究[J]. 地球科学,2018,(9):49-63. [WANG Fei, WANG Zongmin, YANG Haibo, et al. Spatial-temporal pattern of drought in the Yellow River Basin based on *SPEI*[J]. Earth Science, 2018, (9):49-63.]

[6] PALMER W C. Meteorological Drought Research[C]//US Department of Commerce Weather Bureau, Washington, DC, 1965:45.

[7] MCKEE T B, DOESKEN N J, KLEIST. The relationship of drought frequency and duration to time scales[J]. Bulletin of the American Meteorological Society, 1993, (58):174-184.

[8] VICENTE-SERRANO S M, BEGUEIA S, LOPEZ-MORENO J I. A multi-scalar drought index sensitive to global warming: The standardized precipitation evapotranspiration index-*SPEI*[J]. Journal of Climate, 2010, 23(7):1696-1718.

[9] LOPEZ-MORENO J I, VICENTE-SERRANO S M, ZABALZA J, et al. Hydrological response to climate variability at different time scales: A study in the Ebro Basin[J]. Journal of Hydrology, 2013, 477:175-188.

[10] 李忆平,李耀辉. 气象干旱指数在中国的适应性研究进展[J]. 干旱气象,2017,35(5):709-723. [LI Yiping, LI Yaohui. Advances in adaptability of meteorological drought indices in China[J]. Journal of Arid Meteorology, 2017, 35(5):709-723.]

[11] 张玉静,王春乙,张继权. 基于 *SPEI* 指数的华北冬麦区干旱时空分布特征分析[J]. 生态学报,2015,35(21):7097-7107. [ZHANG Yujing, WANG Chunyi, ZHANG Jiquan. Analysis of the spatial and temporal characteristics of drought in the north China plain based on standardized precipitation evapotranspiration index[J]. Acta Ecologica Sinica, 2015, 35(21):7097-7107.]

[12] 张岳军,郝智文,王雁,等. 基于 *SPEI* 和 *SPI* 指数的太原多尺



- 度干旱特征与气候指数的关系[J]. 生态环境学报, 2014, 23(9): 1418 – 1424. [ZHANG Yuejun, HAO Zhiwen, WANG Yan, et al. Multiscale characteristics of drought based on *SPEI* and *SPI* in association with climate index in Taiyuan[J]. Ecology and Environment Sciences, 2014, 23(9): 1418 – 1424. ]
- [13] 牛最荣, 赵文智, 刘进琪, 等. 甘肃渭河流域气温、降水和径流变化特征及趋势研究[J]. 水文, 2012, 32(2): 78 – 83. [NIU Zuirong, ZHAO Wenzhi, LIU Jinqi, et al. Study on change characteristics and tendency of temperature, precipitation and runoff in Weihe River Basin in Gansu[J]. Journal of China Hydrology, 2012, 32(2): 78 – 83. ]
- [14] 雷江群, 刘登峰, 黄强. 渭河流域气候变化及干湿状况时空分布分析[J]. 西北农林科技大学学报(自然科学版), 2015, 43(3): 175 – 181. [LEI Jiangqun, LIU Dengfeng, HUANG Qiang. Climate change and spatiotemporal distribution of dry-wet status in Weihe River Basin[J]. Journal of Northwest A & F University (Natural Science Edition), 2015, 43(3): 175 – 181. ]
- [15] 余江游, 夏军, 余敦先, 等. 南水北调中线工程水源区与海河受水区干旱遭遇研究[J]. 南水北调与水利科技, 2018, 16(1): 63 – 68, 194. [YU Jiangyou, XIA Jun, SHE Dunxian, et al. The analysis of encounter probability of drought between the water source area and the Hai River water receiving area in the middle route of the South-to-North Water Transfer Project in China[J]. South-to-North Water Transfers and Water Science & Technology, 2018, 16(1): 63 – 68, 194. ]
- [16] 曹启桓, 钟向宁, 刘远. 韩江流域可能蒸散发的模型估算对比[J]. 北京农业, 2012, (9): 152 – 153. [CAO Qihuan, ZHONG Xiangning, LIU Yuan. Hanjiang River Basin evapotranspiration model for estimating contrast may[J]. Beijing Agriculture, 2012, (9): 152 – 153. ]
- [17] 苏宏新, 李广起. 基于 *SPEI* 的北京低频干旱与气候指数关系[J]. 生态学报, 2012, 32(17): 5467 – 5475. [SU Hongxin, LI Guangqi. Low-frequency drought variability based on *SPEI* in association with climate indices in Beijing[J]. Acta Ecologica Sinica, 2012, 32(17): 5467 – 5475. ]
- [18] WILCOX R R. A note on the Theil-Sen regression estimator when the regressor is random and the error term is heteroscedastic[J]. Biometrical Journal, 1998, 40(3): 261 – 268.
- [19] 褚健婷, 夏军, 许崇育, 等. 海河流域气象和水文降水资料对比分析及时空变异[J]. 地理学报, 2009, 64(9): 1083 – 1092. [CHU Jianting, XIA Jun, XU Chongyu, et al. Comparison and spatial-temporal variability of daily precipitation data of weather stations and rain gauges in Haihe River Basin[J]. Acta Ecologica Sinica, 2009, 64(9): 1083 – 1092. ]
- [20] YUE S, PILON P, PHINNEY B, et al. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series[J]. Hydrol Process, 2002, 16: 1807 – 1829.
- [21] 赵嘉阳, 王文辉, 靳全锋, 等. 基于 EOF 的福建省降水量时空变化特征分析[J]. 重庆理工大学学报(自然科学), 2017, 31(2): 73 – 79. [ZHAO Jiayang, WANG Wenhui, JIN Quanfeng, et al. Analyzing spatial and temporal distributions of precipitation in Fujian Province using empirical orthogonal function[J]. Journal of Chongqing Institute of Technology, 2017, 31(2): 73 – 79. ]
- [22] 杜佳, 宋令勇, 何兴军. 陕西省降水时空分布与变化特征分析[J]. 地下水, 2012, 34(6): 128 – 131. [DU Jia, SONG Lingyong, HE Xingjun. Analysis on spatial and temporal distribution of precipitation variation in Shaanxi Province[J]. Underground Water, 2012, 34(6): 128 – 131. ]
- [23] LI Q, LIU X, ZHANG H, et al. Detecting and adjusting temporal inhomogeneity in Chinese mean surface air temperature data[J]. Advances in Atmospheric Sciences, 2004, 21(2): 260 – 268.
- [24] TORRENCE C, COMPO G P. A practical guide to wavelet analysis[J]. Bulletin of the American Meteorological Society, 1998, 79: 61 – 78.
- [25] TAM X, GAN T Y, SHAO D. Wavelet analysis of precipitation extremes over Canadian ecoregions and teleconnections to large-scale climate anomalies[J]. Journal of Geophysical Research: Atmospheres, 2016, 121(24): 14469 – 14486.
- [26] 王霞, 吴加学. 基于小波变换的西、北江水沙关系特征分析[J]. 热带海洋学报, 2009, (1): 21 – 28. [WANG Xia, WU Jiaxue. Wavelet analyses of rating curves in Xijiang and Beijiang Rivers[J]. Journal of Tropical Oceanography, 2009, (1): 21 – 28. ]
- [27] GRINSTED A, MOORE J C, JEVREJEVA S. Application of the cross wavelet transform and wavelet coherence to geophysical time series[J]. Nonlinear Proc Geoph, 2004, 11: 561 – 566.
- [28] LIN Q, WU Z, SINGH V P, et al. Correlation between hydrological drought, climatic factors, reservoir operation, and vegetation cover in the Xijiang Basin, South China[J]. Journal of Hydrology, 2017, 549: 512 – 524.
- [29] 邵骏. 基于交叉小波变换的水文多尺度相关分析[J]. 水力发电学报, 2013, 32(2): 22 – 26, 42. [SHAO Jun. Multi-scale correlation analysis of hydrological time series based on cross wavelet transform[J]. Journal of Hydroelectric Engineering, 2013, 32(2): 22 – 26, 42. ]

## Temporal-spatial variation characteristics of drought in the Weihe River Basin based on *SPEI*

ZOU Lei<sup>1</sup>, YU Jiang-you<sup>2</sup>, XIA Jun<sup>1,3</sup>, WANG Fei-yu<sup>4</sup>

(1 Key Laboratory of Water Cycle and Related Land Surface Processes, Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100101, China;

2 Kunming Engineering Corporation Limited of Power China, Kunming 650051, Yunnan, China;

3 State Key Laboratory of Water Resources and Hydropower Engineering Science, Wuhan University, Wuhan 430072, Hubei, China;

4 School of Geography and Tourism, Shaanxi Normal University, Xi'an 710119, Shaanxi, China)

**Abstract:** The Weihe River Basin is located in the semiarid and semihumid transition region of northern China and experiences frequent drought events; therefore, study of droughts in the Weihe River Basin is of great importance. Based on the precipitation and temperature data from 28 meteorological stations, the spatial and temporal variation characteristics of dryness were analyzed by using the Mann-Kendall (M-K) trend test, empirical orthogonal functions, and wavelet transform analysis. At the same time, the relationship between drought characteristics and six large-scale climatic factors was studied, and the potential impact of the main factors on the spatial and temporal characteristics of drought was further discussed. According to the research, we obtained results showing that the Weihe River Basin exhibits a drought trend between 1961 and 2017. Particularly, after 1990, the drought degree and number of drought phenomena in the basin increased greatly and the average Standardized Precipitation Evapotranspiration Index (*SPEI*) decreased from 0.34 during 1961–1990 to –0.37 during 1991–2017. Empirical orthogonal function analysis shows that there are three typical modes in the wet and dry distribution field of the Weihe River Basin. The global type with corresponding modal eigenvalues of 50.43% is characterized by either drought or humidity and is the main control mode of dry distributions in the Weihe River Basin; northwest-southeast reverse distribution type with corresponding modal eigenvalues of 17.35% shows that the northwest and southeast regions have different drought characteristics; east-west reverse distribution type with corresponding modal eigenvalues of 5.06% shows that the eastern and western regions have different drought characteristics. Finally, the research reveals that the Southern Oscillation Index (*SOI*), which represents ENSO events, exhibits the strongest correlation with drought distribution in the Weihe River Basin and from the perspective of phase analysis, abnormal *SOI* variations will generally bring more drought events to the Weihe River Basin.

**Key words:** Weihe River Basin; drought; standardized precipitation evapotranspiration index; empirical orthogonal function; wavelet transform analysis